

М. Т. Кадыров

Влияние валютного курса на цены при наличии структурных сдвигов

В настоящее время валютный курс влияет на многие сферы и показатели экономической деятельности страны, в том числе и на индекс потребительских цен. Во многих работах влияние валютного курса на цены (обозначаемое как эффект переноса) рассмотрено как с теоретической, так и с эмпирической точки зрения. В данной работе изучается эффект переноса валютного курса на цены в России в период с 1994 по 2008 год. Особенное внимание уделяется структурным сдвигам в экономике, произошедшим за исследуемый период, их поиску и моделированию, выясняется, что структурные сдвиги действительно важны для определения эффекта переноса.

Ключевые слова: эффект переноса валютного курса, индекс потребительских цен, коинтеграция, структурный сдвиг, подход Грегори–Хансена, паритет покупательной способности.

1. Введение

Для экономики страны валютный курс является очень важным показателем, который часто используется в расчетах и принимается во внимание многими экономическими агентами. Изменение валютного курса может повлиять на результаты деятельности как отдельных предприятий, так и на общие показатели экономики в целом. Это особенно актуально для стран, ведущих активную внешнюю торговлю со своими иностранными партнерами. С этой точки зрения валютный курс важен для учета, т. к. может влиять на платежный баланс страны.

Изучение эффекта переноса валютного курса на инфляцию представляет интерес, поскольку эта проблема существенна для проведения денежной политики государства. Центральный банк должен учитывать эндогенность валютной и денежной политик, потому что укрепление или ослабление национальной валюты может препятствовать выполнению задач денежной политики.

Иностранным инвесторам необходимо учитывать валютный курс российского рубля, чтобы определить доходность, которую они получают (в своей валюте) после конвертирования полученного дохода от вложений в национальные финансовые инструменты. Помимо иностранных инвесторов, государства и центрального банка, данный вопрос интересен национальным производителям, использующим в качестве промежуточных товаров иностранные продукты, потому что валютный курс будет влиять на их издержки.

Кроме производителей, валютный курс учитывается многими финансовыми организациями страны, в том числе банками. Особенно это важно при учете валютной структуры активов и пассивов. Если пассивы в иностранной валюте намного превышают активы, то ослабление национальной валюты может привести к банкротству банка. Это должно заставить финансовые структуры искать способы хеджирования валютного риска.

Данная работа продолжает некоторые исследования эффекта переноса в России. В отличие от других работ, здесь рассматривается эффект переноса на индексы цен с учетом

наличия эндогенного структурного сдвига. Необходимость исследования структурного сдвига вызвана тем, что на рассматриваемом промежутке времени возможны различного рода экономические шоки, анализ которых необходим для получения более точных результатов. Исследуются коинтеграционные уравнения, описывающие соотношения между валютным курсом и различными индексами цен. Они помогают выявить момент структурного сдвига и вместе с моделями коррекции ошибок определяют влияние валютного курса на индексы цен. В работе рассматривается период с января 1994 года по декабрь 2008 года, в течение которого в стране происходили различные события, влияющие на движение валютного курса и инфляции.

2. Обзор некоторых работ по эффекту переноса

Вопрос эффекта переноса валютного курса на инфляцию широко изучался как с теоретической, так и с эмпирической точки зрения. В работе (Добрынская, 2007) проанализированы три различных эффекта влияния обменного курса на цены: прямой, косвенный и эффект прямых иностранных инвестиций.

Прямой эффект подразумевает изменение цен импортных товаров под влиянием изменения валютного курса.

Косвенный эффект влияния валютного курса на цены предполагает изменение цен в результате изменения спроса на отечественные товары. В случае роста валютного курса рубль/доллар (что означает удешевление рубля) иностранные товары в стране становятся дороже, и потребители переходят на более дешевые отечественные товары-заменители. Рост спроса на отечественные товары-заменители приводит к росту цен на них.

Эта ситуация представляет собой эффект переключения расходов (expenditure-switching effect), описанный в работе (Engel, 2002). Автор этого исследования считает, что величина эффекта переключения расходов зависит от уровня взаимозаменяемости иностранных и отечественных промежуточных товаров. Чем ниже уровень взаимозаменяемости, тем сложнее производителям переключиться на использование отечественных товаров и тем больше будет влияние валютного курса на цены конечного продукта.

Эффект прямых иностранных инвестиций возникает в результате переноса производства на территорию страны для того, чтобы пользоваться преимуществами локализации. К примеру, во время кризиса 1998 года в России рубль подешевел в несколько раз. Цены многих иностранных компаний выросли, и, чтобы не потерять долю рынка, они перенесли производство в Россию. Это, в свою очередь, привело к росту спроса на труд, заработной платы и, следовательно, цен.

Суммарно, три различных эффекта переноса составляют собой агрегированный эффект переноса, который и будет изучаться далее. Отдельные эффекты переноса в данной работе не рассматриваются из-за невозможности разделить статистические данные по индексу цен на различные составляющие, характеризующие изменение цен в результате изменения цен импортных товаров, изменения спроса на отечественные товары (под влиянием эффекта переключения расходов) и изменения спроса на труд из-за роста прямых иностранных инвестиций.

Среди российских работ, анализирувавших эффект переноса валютного курса, можно назвать работы (Добрынская, 2007; Шмыкова, Сосунов, 2005), которые носят в основном эмпирический характер.

Первая работа изучает эффект переноса в России с января 1995 г. по декабрь 2002 г. Автор пришел к заключению, что эффект переноса в целом для индекса потребительских цен (ИПЦ) оказался равным 40% за полгода, причем цены на продовольственные товары увеличились на 56% от величины падения валютного курса, на непродовольственные товары — на 29%, а долгосрочная эластичность для цен на услуги оказалась незначимой, что согласуется с моделью о торгуемых и неторгуемых благах. Также был сделан вывод, что после кризиса с 1998 по 2005 год (последний год исследуемого периода) эффект переноса снизился, но оставался значительным в некоторых категориях товаров.

Шмыкова и Сосунов (2005) проанализировали эффект переноса за период с января 1999 года по сентябрь 2004 года. Их интересовало изменение эластичности переноса, поэтому они разделили исследуемый период на два отрезка: январь 1999 г. — декабрь 2001 г. и январь 2002 г. — сентябрь 2004 г. Результаты этой работы отличаются от результатов исследования (Добрынская, 2007), в котором утверждалось, что эффект переноса снизился приблизительно в этот же период. Шмыкова и Сосунов (2005) отмечают возрастание эффекта переноса, что связано с увеличением доли импорта в потреблении и увеличением роли европейских партнеров в торговле с Россией. Последний факт совместно со значительным ростом курса евро способствует повышению эластичности переноса. Различие результатов этих работ могло возникнуть из-за разного подхода к измерению эффекта переноса. В работе (Добрынская, 2007) эффект переноса оценивался с помощью построения модели коррекции ошибок, а в (Шмыкова, Сосунов, 2005) строилась модель векторной авторегрессии. Кроме того, авторы могли прийти к разным результатам из-за некоторого различия в исследуемых периодах.

3. Методология моделирования структурных сдвигов

Эластичность переноса можно изучать в контексте долгосрочной взаимозависимости между валютным курсом и индексом цен. Коинтеграция между определенными рядами данных ведет к существованию долгосрочной взаимозависимости между макроэкономическими переменными, соответствующими этим рядам. Понятие долгосрочного равновесия подразумевает, что динамика переменных будет всегда соответствовать данному равновесию. Но со временем в экономике могут произойти различные шоки, например, цены на нефть могут резко уменьшиться или увеличиться. В этом случае коинтеграционное уравнение, которое считается долгосрочным равновесием, не будет выполняться. Поэтому это уравнение лучше понимать не как долгосрочное равновесие, а как равновесие, следы которого имеются в прошлом. Это — равновесие, построенное по данным, описывающим определенный период. Далее понятие долгосрочного равновесия или долгосрочной взаимосвязи будет трактоваться именно в этом смысле.

В течение рассматриваемого периода динамика исследуемых переменных может претерпевать резкие изменения в связи со сменой экономической конъюнктуры, обусловленной кризисами и иными экономическими шоками. Это особенно актуально для России, где в промежутке с 1993 по 2008 год было несколько таких изменений. В такой непредсказуемой экономике долгосрочные взаимосвязи, описываемые коинтеграционным соотношением, могут меняться, поэтому необходимо изучить возможность изменения этого соотношения.

Работа (Gregory, Hansen, 1996)¹ предполагает такую возможность, т. к. рассматривает модели, в которых коинтеграционный вектор меняется на разных участках времени. При этом такой сдвиг является эндогенным. Это означает, что смена коинтеграционного вектора происходит не в заданный период времени, а в момент, который зависит от исходных данных и заранее неизвестен. Подход Грегори и Хансена заключается в проверке гипотезы H_0 (против альтернативной гипотезы H_1):

H_0 : отсутствие коинтеграции между рядами;

H_1 : наличие коинтеграции со структурным сдвигом.

Механизм построения коинтеграционных соотношений уместен при определении эффекта переноса. В данной работе предполагается проверить следующие гипотезы:

1. Для различных видов индексов потребительских цен эффект переноса различен.
2. Существуют значимые структурные сдвиги в коинтеграционных соотношениях между индексами цен, валютным курсом и объемом импорта.
3. Абсолютный паритет покупательной способности не выполняется.

Последняя гипотеза вызывает интерес в связи с тем, что основной макроэкономической моделью, описывающей валютный курс, как раз и является модель абсолютного паритета покупательной способности.

4. Оценка эффекта переноса валютного курса для российских макроэкономических данных

В работе используются следующие показатели:

LCPI — логарифм индекса потребительских цен;

FOOD — логарифм ИПЦ на продовольственные товары;

NONFOOD — логарифм ИПЦ на непродовольственные товары;

SERVICE — логарифм ИПЦ на платные услуги;

IM — логарифм объема импорта, в млрд долл.;

LERATE — логарифм номинального валютного курса, рублей за доллар.

Источник данных: (Федеральная служба государственной статистики, 2009; Статистический портал ГУ-ВШЭ).

Все индексы потребительских цен доступны в интервале с января 1993 по декабрь 2008 года (192 точки). Все они приведены к базовому периоду (январь 1993 года) и прологарифмированы (в модели с логарифмами коэффициенты будут представлять собой эластичности). Объем импорта доступен в интервале с января 1994 по декабрь 2008 года. Валютный курс доступен с января 1993 по декабрь 2008 года. Объем импорта и валютный курс также прологарифмированы. В итоге при построении коинтеграционных соотношений использовано 180 наблюдений (с января 1994 по декабрь 2008 года).

Будем рассматривать модели коинтеграционных уравнений (4), (5) и (6) (спецификации описаны в Приложении 3) применительно к переменной y_{1t} , представляющей собой одномерный вектор (последовательно обозначающий *LCPI*, *FOOD*, *NONFOOD*, *SERVICE*) и переменной y_{2t} , представляющей двумерный вектор, который состоит из *LERATE* и *IM*.

¹ Описание метода Грегори и Хансена приведено в Приложении 3.

Перед определением коинтеграционных векторов необходимо убедиться, что исследуемые ряды являются нестационарными с порядком интеграции, равным 1. Для этого можно воспользоваться процедурой Доладо, Дженкинсона и Сосвилла-Риверо (Dolado et al., 1990). Она отличается от обычного ADF теста тем, что позволяет не только узнать тип ряда (TS или DS), но и определяет более точно, какую спецификацию необходимо использовать (с трендом, константой или без них) при проведении ADF теста. Данная процедура показывает², что рассматриваемые ряды содержат единичный корень, т.к. получаемая статистика в тесте ADF выше, чем критическая. Для всех рядов верной спецификацией ADF-теста является спецификация с константой и трендом, кроме ряда *IM*, для которого верной является спецификация без константы и тренда.

Так как исследуемый промежуток времени достаточно большой, ряды проверены на стационарность при наличии структурного сдвига. Рассматриваемые ряды могут быть стационарны при условии, что в определенный момент времени произошел сдвиг либо в константе, либо в тренде. Поэтому можно воспользоваться методикой Эндрюса и Зивота (Zivot, Andrews, 1992), которые обобщили подход Перрона и рассмотрели три различных спецификации моделей с учетом эндогенности структурного сдвига. Эти три спецификации подразумевают наличие сдвига в константе, перелом в наклоне тренда и обобщенную модель со сдвигом и в тренде, и в константе.

В Приложении 1 представлены статистики, рассчитанные автором по методу Эндрюса и Зивота. Также там приведены критические значения для этих статистик, взятые из (Zivot, Andrews, 1992). Поскольку эти статистики везде больше (правее), чем критические значения, то гипотеза о наличии единичного корня со структурным сдвигом в рассматриваемых рядах не отвергается. Таким образом, все изучаемые ряды не являются стационарными, поэтому можно рассматривать наличие коинтеграции между исследуемыми переменными. Далее представлены результаты оценки уравнений коинтеграции со структурными сдвигами.

Коэффициент перед переменной *LERATE* представляет собой эластичность индекса цен по валютному курсу, т.к. все переменные прологарифмированы. В таблице 1 приведены эти эластичности для разных спецификаций, для которых найдена коинтеграция.

Таблица 1. Эластичность индекса цен по валютному курсу

Переменная индекса цен	Спецификация	Эластичность по валютному курсу	Момент структурного сдвига
<i>LCPI</i>	(4)	1.3110	1998.10
	(5)	1.1900	1998.10
<i>FOOD</i>	(4)	1.2613	1998.10
	(5)	1.1854	1998.10
<i>NONFOOD</i>	(4)	1.2106	1998.08
	(5)	0.7532	1995.07
<i>SERVICE</i>	(5)	1.5336	1998.10

² Результаты процедуры вынесены за рамки статьи, но их можно запросить у автора.

Для спецификации (6) гипотеза об отсутствии коинтеграционных соотношений не отвергается для всех индексов цен. То есть коинтеграции с изменением эластичности переноса не существует.

Спецификация (4) не моделирует изменение наклонов, но моделирует изменение уровня. Для общего индекса потребительских цен эта спецификация выглядит следующим образом:

$$LCPI_t = 0.8387 - 0.6115 \cdot \varphi_{\pi} + 1.311 \cdot LERATE_t + 0.5941 \cdot IM_t$$

(переменная φ_{π} описана в Приложении 3).

Изменение уровня пришлось как раз на 1998 год, когда в России произошел финансовый кризис. Поэтому в модели (4) точка перелома пришлась на этот год. Статистика ADF* (см. Приложение 3) соответствует октябрю 1998 года, что недалеко от начала видимых экономических шоков — августа 1998 года.

Спецификация (5) похожа на спецификацию (4), но включает в уравнение регрессии тренд:

$$LCPI_t = 1.2462 - 0.7549 \cdot \varphi_{\pi} + 0.0051 \cdot t + 1.19 \cdot LERATE_t + 0.3335 \cdot IM_t.$$

Сдвиг определен в той же точке, что и для первой спецификации, и все коэффициенты оказались значимыми. Эластичность валютного курса при этом составляет 1.1900.

Для индекса цен на продовольственные товары (*FOOD*) момент сдвига определен также в точке 1998.10 как для спецификации (4), так и для спецификации (5). В первом случае эластичность по валютному курсу составила 1.2613, а во втором — 1.1854:

$$FOOD_t = 0.8557 - 0.5479 \cdot \varphi_{\pi} + 1.2613 \cdot LERATE_t + 0.5615 \cdot IM_t,$$

$$FOOD_t = 1.1111 - 0.6378 \cdot \varphi_{\pi} + 0.0032 \cdot t + 1.1854 \cdot LERATE_t + 0.3981 \cdot IM_t.$$

Для уравнений, содержащих индекс цен на непродовольственные товары, гипотеза об отсутствии коинтеграции также отвергается для спецификаций (4) и (5). В случае спецификации (4) момент перелома определен в точке 1998.08, что на два месяца ранее момента сдвига для рассмотренных ранее моделей. При этом эластичность переноса для спецификации (4) составляет 1.2106, что ниже эффекта переноса валютного курса на продовольственные цены:

$$NONFOOD_t = 0.8699 - 0.4742 \cdot \varphi_{\pi} + 1.2106 \cdot LERATE_t + 0.434 \cdot IM_t.$$

Спецификация (5) отличается от предыдущих случаев моментом сдвига. Для переменной *NONFOOD* выявлено коинтеграционное соотношение с положительным трендом и переломом в июле 1995 года. Эластичность переноса здесь ниже, чем в спецификации (5) для *LCPI* и *FOOD*, и составляет 0.7532:

$$NONFOOD_t = 1.3992 + 0.4553 \cdot \varphi_{\pi} + 0.0032 \cdot t + 0.7532 \cdot LERATE_t + 0.2546 \cdot IM_t.$$

Для индекса потребительских цен на платные услуги гипотеза об отсутствии коинтеграции отвергается только для спецификации (5):

$$SERVICE_t = 2.2188 - 1.7575 \cdot \varphi_{\pi} + 0.0123 \cdot t + 1.5336 \cdot LERATE_t + 0.3488 \cdot IM_t.$$

Сдвиг определен в момент 1998.10, а величина эластичности переноса очень высокая и составляет 1.5336. В этот момент видимого изменения в индексе потребительских цен на платные услуги не наблюдается, хотя валютный курс увеличился резко. Тот результат, что эластичность индекса потребительских цен на платные услуги по валютному курсу выше, чем эластичность ИПЦ товаров (продовольственных или непродовольственных), является неожиданным и противоречит теории о торгуемых и неторгуемых благах. Возможно, объяснение кроется в методологии исчисления индекса потребительских цен на услуги. Они являются таким благом, объем которого, а тем более динамику, очень сложно измерить. Для товаров это сделать можно, т. к. для них известны единицы измерения. Госкомстат не предоставляет полной информации о том, как именно рассчитывается объем услуг, поэтому надежность индекса по услугам не является высокой.

Таким образом, эластичности различных индексов потребительских цен по валютному курсу действительно отличаются друг от друга, что и предполагалось в первой гипотезе.

По поводу второй гипотезы, рассматривающей различные типы структурных сдвигов, можно сказать, что выявлены спецификации (4) и (5). Поэтому нельзя говорить, что за исследуемый период эффект переноса в какой-либо момент изменился, т. к. коинтеграции в виде спецификации (6) нет. Валютный курс одинаково влиял на индекс цен как до структурного сдвига, так и после него. Структурный же сдвиг проявился в изменении уровня (константы) в соотношениях (4) и (5). То есть за рассматриваемый период сдвиг валютного курса был намного больше, чем сдвиг рассматриваемых индексов цен, при этом изменения наклонов не произошло. А в дополнение к изменению константы для общего индекса потребительских цен, ИПЦ на продовольственные товары и на услуги, можно сказать, что значимым является тренд, т. е. для данных индексов темп роста обусловлен еще и временем.

Третью гипотезу о выполнении абсолютного паритета покупательной способности можно проверить с помощью теста Вальда (для тех уравнений, где остатки нормальны). Гипотеза о равенстве эластичностей рассматриваемых индексов цен единице отвергается для всех спецификаций. Поэтому можно утверждать, что паритет покупательной способности (ППС) не выполняется, что и ожидалось, т. к. в реальности не выполняются многие предпосылки теории ППС (см. Приложение 2).

Краткосрочные взаимосвязи можно получить из модели коррекции ошибок. Эта модель сочетает в себе и долгосрочную, и краткосрочную часть:

$$\Delta y_{1t} = \theta + \lambda' \cdot \Delta y_{2t} + \gamma \cdot (EC_{t-1}) + \sum_{i=1}^{K_1} c_i \Delta y_{1,t-i} + \sum_{i=1}^{K_2} d_i \Delta y_{2,t-i} + v_t. \quad (1)$$

В уравнении (1) EC_{t-1} представляет собой коинтеграционное соотношение в момент $t-1$, оцененное на первом шаге. Если коинтеграция присутствует, то должна существовать хорошая модель коррекции ошибок. Построение данной модели необходимо для того, чтобы объединить краткосрочную (коэффициент λ) и долгосрочную (коэффициент γ) связь в одном уравнении. Коэффициент γ при этом должен быть меньше нуля, т. к. если зависимая переменная в предыдущем периоде (индекс цен) сильно отклонилась от своего долгосрочного равновесного уровня и была выше него, то это должно отразиться на краткосрочном приспособлении в сторону понижения, и наоборот.

Эти модели построены в соответствии с уравнением (1)³. В таблице 2 представлены результаты оценки коэффициента λ перед изменением логарифма валютного курса и коэффициента γ , характеризующего степень приспособления к долгосрочному уровню при отклонении от него (в соответствии с уравнением (1)).

Таблица 2. Оценка коэффициентов в моделях коррекции ошибок

Индекс цен	Спецификация	λ	γ
<i>LCPI</i>	(4)	0.3896	–0.0373
	(5)	0.3748	–0.0310
<i>FOOD</i>	(4)	0.3912	–0.0446
	(5)	0.3964	–0.0447
<i>NONFOOD</i>	(4)	0.5165	–0.0331
	(5)	0.5149	–0.0070
<i>SERVICE</i>	(5)	0.0246	–0.0112*

* коэффициент значим на 15%-ном уровне значимости; остальные коэффициенты значимы на 5%-ном уровне

Коэффициент в третьем столбце табл. 2 характеризует зависимость между краткосрочным изменением валютного курса и краткосрочным изменением индекса цен. Коэффициент γ перед коинтеграционным соотношением в период $t-1$ для всех рассматриваемых переменных является отрицательным и значимым на 5%-ном уровне значимости (кроме коэффициента в уравнении для *SERVICE*, который значим на 15%, P -значение = 0.1009), что делает приспособление к долгосрочному равновесию правильным.

Из таблицы 2 видно, что краткосрочные изменения валютного курса приблизительно одинаково влияют на краткосрочные изменения индекса потребительских цен и индекса потребительских цен на продовольственные товары (если сравнивать одинаковые спецификации). Это влияние больше для индекса цен на непродовольственные товары и меньше всего для ИПЦ на платные услуги.

Интересно выявить причины найденных сдвигов. Как видно из табл. 1, почти везде момент сдвига связан с октябрём 1998 года, а для переменной *NONFOOD* перелом пришёлся на август 1998 года для спецификации (4) и на июль 1995 года для спецификации (5). Этим структурным сдвигам способствовали определенные изменения, произошедшие в экономике страны. Финансовый кризис 1998 года задел почти все сферы экономической деятельности России, особенно внешнеэкономическую. Падение цен на нефть, которое происходило в 1997–1998 гг. (Energy Information Administration, World crude oil prices), вызывало подозрения в переоцененности рубля. К тому же, в этот период увеличились расходы на обслуживание и погашение внешнего долга (Гайдар, 2003). Все это привело к ожиданиям обес-

³ Число запаздывающих лагов K_1 и K_2 определялось, исходя из поиска наилучшей модели с точки зрения получения некоррелированных, нормальных остатков. Нормальность остатков проверялась с помощью теста Shapiro–Wilk, а коррелированность — с помощью Breusch–Godfrey Serial Correlation LM test. Число лагов в этом тесте бралось равным 2 или 3, т. к. в основном в течение квартала цены приспособливаются к изменению валютного курса.

ценивания рубля. Поэтому возникла необходимость корректировки валютного курса. Резкое удешевление рубля вызвало сокращение объема импорта, что привело к росту сальдо торгового баланса. В III квартале оно превысило, согласно (Гайдар, 2003), 4 млрд долл.

Помимо негативного шока во внешнеэкономической среде, в России в этот период начинался банковский кризис. В соответствии с (Гайдар, 2003), к началу III квартала 1998 года число валютных обязательств (главным образом, ссуд и займов) коммерческих банков возросло до 20 000 млн долл., в то время как к началу III квартала 1997 года эта величина составляла 12 000 млн долл. При этом валютные активы за этот год выросли незначительно: с 10 000 млн. долл. до 12 100 млн долл. Ясно, что резкое обесценивание валютного курса поставило банковскую систему в тупик. Банковский кризис только усугубил ситуацию на фоне общего финансового кризиса страны.

В спецификации (5) для переменной *NONFOOD* сдвиг произошел в июле 1995 года. Этот год характеризуется замедлением темпов роста всех индексов потребительских цен, а также темпа роста курса доллара. Согласно (Социально-экономическое положение России, 1995) замедление темпа роста курса доллара вызвано введением валютного коридора. Это также явилось причиной замедления роста потребительских цен в 1995 году. Сальдо торгового баланса в этом году было положительным и выросло по сравнению с 1994 годом на 8 млрд долл. Рост сальдо торгового баланса обосновывается в основном ростом экспорта топливно-энергетических ресурсов (их доля в российском экспорте в 1995 году составляла 41%). Например, экспорт природного газа вырос на 11% по отношению к 1994 году. Таким образом, главным обоснованием значимого сдвига в коинтеграционном соотношении в этот период является установление валютного коридора и заметное замедление темпов роста валютного курса и индексов цен.

5. Заключение

В России проблема эффекта переноса стала изучаться недавно. Исследовалось влияние изменения валютного курса на индекс потребительских цен и на индекс цен производителей в различных отраслях, однако во всех работах возможность структурного сдвига не учитывалась, хотя в рассматриваемый период входил 1998 год, в течение которого происходили шоки в различных сферах экономической деятельности.

В данной работе проанализированы коинтеграционные соотношения при наличии структурных сдвигов согласно методике Грегори и Хансена. В зависимости от индекса потребительских цен выявлены сдвиги в октябре 1998, августе 1998 и июле 1995 года. Сдвиги в 1998 году связаны с произошедшим в этот период обвалом курса рубля, который ознаменовал начало кризиса. В этом году произошел дефолт по государственным облигациям, а также кризис в банковской сфере. В 1995 году произошло резкое сокращение темпа роста валютного курса (в связи с установлением валютного коридора), а, следовательно, темпа роста индексов цен.

Эластичность цен по валютному курсу, полученная из коинтеграционных уравнений, везде превышает 1 и составляет: 1.19 для общего индекса потребительских цен, 1.19–1.26 для ИПЦ на продовольственные товары, 1.21 для ИПЦ на непродовольственные товары и 1.53 для ИПЦ на платные услуги. Видно, что рост валютного курса на 1% приводит к росту

цен более чем на 1%. При этом рост цен на услуги максимален, что не соответствует теории о неторгуемых благах.

Оценка коэффициентов эластичности с помощью моделей коррекции ошибок выявляет связь между краткосрочными изменениями валютного курса и рассматриваемых индексов цен. Здесь коэффициенты соответствуют гипотезе о том, что неторгуемые блага меньше зависят от колебаний валютных курсов. Изменение общего индекса цен зависит от изменения валютного курса с коэффициентом 0.37, индекса цен на продовольственные товары с коэффициентом 0.3912 до 0.3964, на непродовольственные товары — 0.52, на услуги — 0.02. Такие соотношения объясняются высокой долей непродовольственных товаров в импорте и высокой долей потребления непродовольственных товаров в суммарном потреблении населения.

Задача определения влияния валютного курса на инфляцию имеет перспективы и для дальнейшего исследования. Можно рассмотреть проблему эндогенности денежной политики и политики установления валютного курса, добавив в коинтеграционное соотношение денежную массу. Но здесь возникает проблема мультиколлинеарности, т. к. денежная масса и валютный курс сильно связаны между собой.

Интересным представляется также изучение данного вопроса на фоне кризиса 2008 года. В настоящей работе структурные сдвиги в октябре-ноябре 2008 года не выявлены из-за небольшого числа наблюдений, которые пришлось на этот период. В будущем, с ростом числа наблюдений по исследуемым показателям, станет возможным построение коинтеграционных соотношений по большему числу наблюдений. В этом случае можно исследовать, как изменится эффект переноса и каково будет влияние валютного курса на различные показатели индексов потребительских цен.

Список литературы

Гайдар Е. Т. (2003). *Экономика переходного периода. Очерки экономической политики посткоммунистической России 1998–2002*. М.: Дело.

Добрынская В. В. (2007). Эффект переноса и монетарная политика в России: что изменилось после кризиса 1998 г.? *Экономический журнал ВШЭ*, 2, 213–233.

Канторович Г. Г. (2002). Анализ временных рядов. *Экономический журнал ВШЭ*, 3, 379–401.

Магнус Я. Р., Катышев П. К., Пересецкий А. А. (2007). *Эконометрика. Начальный курс*. М.: Дело.

Матвеева Т. Ю. (2002). *Введение в макроэкономику*. М.: ГУ-ВШЭ.

Четвериков С. Н., Карасев Г. Г. (2005). Структурные модели обменных курсов рубля. *Институт экономики переходного периода, Научные труды*, 88Р.

Шмыкова С. В., Сосунов К. А. (2005). Влияние валютного курса на потребительские цены в России. *Экономический журнал ВШЭ*, 1, 3–16.

Energy Information Administration. World crude oil prices. http://tonto.eia.doe.gov/dnav/pet/pet_pri_wco_k_w.htm.

Обзор экономики России (Российско-европейский центр экономической политики), III квартал 1998 г. <http://www.budgetrf.ru/Publications/Magazines/recep/1998/3/rcpb199830000index0.htm>.

Российский статистический ежегодник 2008. Государственный комитет Российской Федерации по статистике. http://www.gks.ru/bgd/regl/B08_13/Main.htm.

Социально-экономическое положение России, 1995 г. Оперативная информация. М.: Государственный комитет Российской Федерации по статистике.

Статистический портал ГУ-ВШЭ. http://stat.hse.ru/exes/tables/IM_M.htm, http://stat.hse.ru/exes/tables/FINMAR_M.htm.

Федеральная служба государственной статистики. http://www.gks.ru/free_doc/new_site/prices/potr/2009/I-ipc91-08.htm, http://www.gks.ru/free_doc/new_site/prices/potr/2009/I-prod91-08.htm, http://www.gks.ru/free_doc/new_site/prices/potr/2009/I-neprod91-08.htm, http://www.gks.ru/free_doc/new_site/prices/potr/2009/I-plat91-08.htm.

Dolado J. J., Jenkinson T., and Sosvilla-Rivero S. (1990). Cointegration and unit roots. *Journal of Economic Survey*, 4, 249–273.

Devereux M., Engel C. (2000). Monetary policy in the open economy revisited: price setting and exchange rate flexibility. *NBER, Working paper*, 7665.

Dornbusch R. (1987). Exchange rates and prices. *The American Economic Review*, 77 (1), 93–106.

Engel C. (2002). The responsiveness of consumer prices to exchange rates and the implications for exchange-rate policy: a survey of a few recent new open-economy macro models. *NBER, Working paper*, 8725.

Goldberg P. K., Knetter M. M. (1997). Goods prices and exchange rates: What have we learned? *Journal of Economic Literature*, 35 (3), 1243–1272.

Gregory A. W., Hansen B. E. (1996). Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. *Journal of Econometrics*, 70, 99–126.

Obstfeld M., Rogoff K. (2000). The six major puzzles in international macroeconomics: is there a common cause? *NBER Macroeconomics Annual*, 15, 339–390.

Perron P. (1989). The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica*, 57, 1361–1401.

Shapiro S. S., Wilk M. B. (1965). An analysis of variance test for normality (complete samples). *Biometrika*, 52 (3/4), 591–611.

Zivot E., Andrews D. W. K. (1992). Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, 10 (3), 251–270.

Приложение 1

Проверка гипотезы о наличии единичного корня с помощью метода Эндрюса и Зивота (Andrews, Zivot)

Таблица П1.1. *t*-статистики для теста Эндрюса и Зивота со структурными сдвигами

Модель	Момент структурного сдвига	Значение <i>t</i> -статистики
<i>LCPI</i>		
Структурный сдвиг в константе	1998.08	– 4.5587
Структурный сдвиг в тренде	2000.07	– 3.7778
Структурный сдвиг в константе и тренде	1998.09	– 4.7543
<i>FOOD</i>		
Структурный сдвиг в константе	1998.09	– 4.3456

Окончание таблицы П1.1

Модель	Момент структурного сдвига	Значение <i>t</i> -статистики
Структурный сдвиг в тренде	1999.01	–3.8008
Структурный сдвиг в константе и тренде	1998.09	–4.5653
<i>NONFOOD</i>		
Структурный сдвиг в константе	1998.08	–3.4841
Структурный сдвиг в тренде	2000.02	–3.6238
Структурный сдвиг в константе и тренде	1998.09	–3.4096
<i>SERVICE</i>		
Структурный сдвиг в константе	1993.08	–3.6278
Структурный сдвиг в тренде	1993.09	–2.3017
Структурный сдвиг в константе и тренде	1993.08	–2.6188
<i>LERATE</i>		
Структурный сдвиг в константе	1998.08	–4.6230
Структурный сдвиг в тренде	2000.01	–3.5716
Структурный сдвиг в константе и тренде	1998.08	–4.7064
<i>IM</i>		
Структурный сдвиг в константе	1998.09	–4.1786
Структурный сдвиг в тренде	1998.08	–4.1464
Структурный сдвиг в константе и тренде	1997.12	–3.1754

Таблица П1.2. Критические значения статистики для 5%-го уровня значимости

Спецификация	Значение критической статистики
Структурный сдвиг в константе	–4.80
Структурный сдвиг в тренде	–4.42
Структурный сдвиг в константе и тренде	–5.08

Источник: (Zivot, Andrews, 1992).

Приложение 2

Проверка гипотезы выполнения паритета покупательной способности

В таблице приведены значения χ^2 -статистики и соответствующие *P*-значения

Фактор	Спецификация	Значение статистики	<i>P</i> -значение
<i>LCPI</i>	(5)	25.66	0.0000
<i>FOOD</i>	(4)	74.87	0.0000
<i>FOOD</i>	(5)	24.45	0.0000
<i>NONFOOD</i>	(4)	59.92	0.0000
<i>SERVICE</i>	(5)	69.56	0.0000

Приложение 3

Методика Грегори и Хансена определения коинтеграции между рядами с наличием структурных сдвигов

Грегори и Хансен (1996) в своих моделях используют следующие обозначения: y_{1t} — одномерный вектор (например, индекс цен), y_{2t} — m -мерный вектор, включающий другие эндогенные переменные, с которыми выявляется наличие коинтеграции. Тогда модель, которая подразумевает отсутствие структурных сдвигов, может быть представлена в виде:

$$y_{1t} = \mu + \alpha' y_{2t} + e_t. \quad (2)$$

Здесь предполагается, что исходные ряды y_{1t} и y_{2t} имеют порядок интеграции, равный 1, т.е. содержат единичный корень, а остатки e_t являются стационарными. α — m -мерный вектор коэффициентов. Во многих случаях модель, описываемая этим уравнением, представляет собой связь между переменными y_{1t} и y_{2t} , при этом считается, что коэффициенты μ и α не меняются со временем.

Однако, как уже было сказано, в некоторых случаях эти коэффициенты могут меняться, и связь со временем может стать другой. Такой структурный сдвиг будет отражен в изменении константы μ или коэффициентов наклона α . При этом предполагается, что время изменения коинтеграционного вектора заранее неизвестно.

Чтобы смоделировать структурный сдвиг, Грегори и Хансен вводят фиктивную переменную:

$$\varphi_{it} = \begin{cases} 0, & \text{если } t \leq [n\tau], \\ 1, & \text{если } t > [n\tau], \end{cases} \quad (3)$$

где n — число наблюдений, а $\tau \in [0, 1]$ — неизвестный параметр, который показывает долю времени, прошедшего от начала наблюдений до момента сдвига во всем периоде наблюдений. Квадратные скобки обозначают целую часть числа.

Сам структурный сдвиг может иметь несколько форм, три из которых рассматриваются в статье (Gregory, Hansen, 1996). Самая простая форма — это сдвиг уровня в коинтеграционном соотношении, который может быть смоделирован изменением константы μ при постоянных коэффициентах наклона α . Эта модель выглядит следующим образом:

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{it} + \alpha' y_{2t} + e_t. \quad (4)$$

Здесь μ_1 представляет собой константу до структурного сдвига, а μ_2 — изменение в константе во время сдвига. Данная модель может быть расширена введением временного тренда:

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{it} + \beta t + \alpha' y_{2t} + e_t. \quad (5)$$

Наконец, в третьей модели возможно изменение коэффициентов наклона, а также изменение константы:

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{it} + \alpha_1' y_{2t} + \alpha_2' y_{2t} \varphi_{it} + e_t. \quad (6)$$

Здесь α_1 и μ_1 представляют собой коэффициенты наклона и уровня до структурного сдвига, а α_2 и μ_2 — само это изменение. Таким образом, новый коинтеграционный вектор представляется в виде $(\mu_1 + \mu_2, \alpha_1 + \alpha_2)$.

Для каждого $\tau \in [0, 1]$ строится своя модель в рамках одной из вышеперечисленных спецификаций. Грегори и Хансен в своей работе рассматривали три тестовые статистики. Одной из них является статистика ADF, получаемая из регрессии $\Delta \hat{e}_{t\tau}$ на $\hat{e}_{t-1,\tau}, \Delta \hat{e}_{t-1,\tau}, \dots, \Delta \hat{e}_{t-K,\tau}$. Здесь $\hat{e}_{t\tau}$ — это остатки из регрессионного уравнения, соответствующего рассматриваемым моделям и фиктивной переменной $\varphi_{t\tau}$, K — число лагов в ADF тесте. Необходимая ADF(τ) статистика является t -статистикой для регрессора $\hat{e}_{t-1,\tau}$. Интерес представляет собой статистика ADF*, являющаяся минимальной (по всем τ) из всех статистик ADF(τ), т. е. маленькие тестовые статистики обосновывают отвержение гипотезы о наличии единичного корня в остатках. При этом структурный сдвиг имеет место в момент, соответствующий фиктивной переменной $\varphi_{t\tau}$, при которой статистика ADF(τ) минимальна. Критические значения для статистики ADF* рассчитаны авторами в зависимости от уровня значимости, типа модели и числа регрессоров m . Полученная ADF*-статистика позволяет проверить следующую гипотезу:

H_0 : имеется единичный корень в остатках $\hat{e}_{t\tau}$ (или отсутствие коинтеграции между исходными рядами y_{1t} и y_{2t});

против альтернативы:

H_1 : нет единичного корня в остатках $\hat{e}_{t\tau}$ (или наличие коинтеграции со структурным сдвигом между рядами y_{1t} и y_{2t}).

Если ADF* меньше критического значения, то нулевая гипотеза об отсутствии коинтеграции отвергается в пользу гипотезы о наличии коинтеграции со структурным сдвигом.